

# O IMPACTO DOS GASTOS PÚBLICOS SOBRE A CRIMINALIDADE NO BRASIL

André Oliveira Ferreira Loureiro  
Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará – IPECE  
Mestre em Economia – CAEN/UFC e Analista de Políticas Públicas – IPECE.  
[andre@ipece.ce.gov.br](mailto:andre@ipece.ce.gov.br)

José Raimundo de Araújo Carvalho Júnior  
Universidade Federal do Ceará - CAEN/UFC  
Doutor em Economia – Pennsylvania State University.  
[josecarv@ufc.br](mailto:josecarv@ufc.br)

## RESUMO

Utilizando novos dados da criminalidade no Brasil, foi estimado o impacto gerado pelos gastos públicos em segurança e assistência social sobre a criminalidade nos estados brasileiros. Em contraste com os trabalhos desenvolvidos até o presente momento para o Brasil, que se utilizaram exclusivamente de dados de homicídios do Ministério da Saúde, quatro categorias de crime são analisadas: homicídio, roubo, furto e seqüestro. Baseado na teoria econômica do crime, foram avaliados o sinal e a magnitude do efeito dos gastos públicos, além de fatores socioeconômicos, sobre o comportamento criminoso nos estados brasileiros. Os resultados apontaram a concentração de renda como um importante fator gerador do comportamento criminoso. Visando o controle da simultaneidade entre gasto público em segurança e crime, também foram utilizadas variáveis instrumentais, examinando se existe um poder dissuasório desses gastos. Observou-se que, mesmo quando o problema de endogeneidade é levado em consideração, parece não existir um efeito de dissuasão consistente de medidas de repressão, como despesas em segurança pública, sobre o crime no Brasil. No entanto, os gastos públicos em assistência social apresentaram um efeito negativo e estatisticamente significativo sobre a criminalidade, sugerindo que este tipo de gasto é um importante fator para a redução do crime.

**Palavras-Chave:** Criminalidade; Gastos Públicos; Economia do Crime; Dados em Painel.

## ABSTRACT

Using a new panel dataset of the Brazilian States, it was estimated the effect of social expenditure on enforcement and welfare on criminality. In contrast to past works developed in Brazil, which used basically data on murder, four kinds of offenses are analyzed: murder, robbery, larceny and kidnapping. Based on the economic theory of crime, we have evaluated the direction and the size of the effect of public spending, in addition to social factors, on the criminal behavior in the Brazilian States. Our results, using fixed effects and first differences to take unobserved effects into account, pointed out income inequality as an important factor to explain criminal behavior. Aiming to control simultaneity between spending on public safety and crime, we used instrumental variables, examining if there is a deterrence effect from law enforcement. It was observed that, even when the endogeneity issue is taken into account, there seems not to be a consistent deterrence effect of public spending on safety on crime in Brazil. However, public spending on welfare displayed a negative and robust effect on criminality, suggesting that this kind of expenditure is an important factor to reduce crime.

**Keywords:** Criminality; Social Expenditures; Economics of Crime; Panel Data.

**Área 11 - Economia Social e Demografia Econômica**

**Classificação JEL:** K42, H76, I38.

# 1 Introdução

A criminalidade no Brasil nunca alcançou dimensões tão alarmantes quanto nos dias de hoje. O crime e as formas de combatê-lo tem se tornado o tema central nas discussões sobre os principais problemas da sociedade brasileira. Esse fenômeno sempre foi um dos principais problemas de qualquer sociedade, mas com o aumento nos indicadores de crime nos últimos anos, a criminalidade tem se tornado o problema social com o maior destaque dentro das preocupações da mídia e da sociedade de um modo geral.

Apesar dessas discussões, não se chegou a um consenso a respeito da melhor forma de atacar esse grave problema social. Criou-se uma dicotomia nas propostas de política pública que visam à redução da criminalidade. As que sugerem que o crime deve ser combatido com ênfase na repressão policial e as que argumentam que o comportamento criminal é um fenômeno oriundo principalmente das condições econômicas e sociais adversas que parte considerável da população está sujeita. Dentro desse debate, diferentes áreas do conhecimento têm surgido com idéias e estudos sobre o crime e seus determinantes, assim como as melhores formas de combater este problema.

Deve-se notar que apesar da teoria econômica ter oferecido contribuições importantes ao estudo dos determinantes e conseqüências do crime, a discussão é dominada por pesquisadores de outras áreas. Entretanto, principalmente durante as últimas décadas, a partir dos trabalhos precursores de Becker (1968) e Ehrlich (1973), os economistas têm contribuído para uma melhor compreensão das causas do crime através de sua ênfase no componente racional do comportamento criminoso. No entanto, apesar da grande importância do tema, o fenômeno da criminalidade ainda não foi devidamente explorado pelos economistas brasileiros. Os poucos trabalhos empíricos da literatura nacional das causas econômicas do crime<sup>†</sup> que fazem uma análise entre os estados se utilizam de dados provenientes do *Sistema de Informação sobre Mortalidade* (SIM) do Sistema de Informação do Ministério da Saúde - Datasus. Em função desses dados se restringirem às informações sobre homicídios, essas análises empíricas se concentram exclusivamente nesta categoria de crime<sup>‡</sup>.

Usando novos dados sobre o crime no Brasil, divulgados pela SENASP – Secretaria Nacional de Segurança Pública, o presente trabalho tem por objetivo estimar o impacto dos gastos em segurança pública e assistência social sobre criminalidade nos estados brasileiros no período entre 2001 e 2003. A utilização desses dados policiais nos permitirá observar esse efeito em diferentes modalidades de crime, tanto sobre crimes contra pessoa (homicídios), quanto em crimes contra o patrimônio (roubos e furtos), além de seqüestros. De acordo com autores como Merlo (2003), as análises com crimes contra a propriedade, como roubo e furto, estariam mais próximas do modelo econômico do crime que enfatiza o aspecto racional dos indivíduos, que realizam avaliações pecuniárias.

Nos trabalhos que já foram realizados para o Brasil, não foi estudado até o presente momento o efeito de gastos em assistência social sobre o crime. Com relação ao estudo do impacto dos gastos públicos sobre o crime, poucos autores testaram a relação entre despesa em segurança pública e criminalidade no país, sendo que estes, ou não encontraram coeficientes significativos ou foram inconclusivos quanto ao sinal dessa relação. A motivação do presente trabalho é que esta relação ambígua se deve à existência do problema de simultaneidade entre gasto em segurança pública e crime, isto é, além de os gastos em segurança pública afetarem a criminalidade, existe um caminho inverso e paralelo, em que a intensidade de ocorrências criminais influencia no volume de gastos despendidos para combatê-lo.

Com a estimação dessa relação através do método de mínimos quadrados em dois estágios (MQ2E), receita tributária dos estados defasada em um período e gasto em segurança pública defasado em dois períodos como variáveis instrumentais, buscar-se-á resolver esse provável problema de endogeneidade.

---

<sup>†</sup> Entre eles estão os artigos de Fajnzylber & Araújo jr. (2001), Mendonça et al. (2003) e Cerqueira & Lobão (2003b).

<sup>‡</sup> As exceções são dadas pelos trabalhos que restringem suas análises a um estado ou município, com destaque para os trabalhos de Piquet (1999), Fernandez & Lobo (2003) e Lemos et al. (2005).

Na seção seguinte é realizada uma discussão sobre as principais teorias que buscam explicar o comportamento criminal, enquanto na seção 3 são detalhadas as fontes dos dados utilizados no presente trabalho, assim como algumas definições e avaliações de estatísticas descritivas. Na seção 4 são discutidos os modelos econométricos utilizados com testes e estimações preliminares. Na quinta seção são apresentados os resultados, que são discutidos a luz das teorias que explicam os fatores que contribuem para o aumento da criminalidade crime. O trabalho é concluído com discussões adicionais na seção 6.

## **2 Teoria Econômica do Crime**

### **2.1 O Criminoso Racional**

Os estudos da literatura econômica dos determinantes do crime se dividem, de uma forma geral, em dois ramos distintos: i) Os que enfatizam as medidas de repressão policial e judicial como determinantes preponderantes no combate às atividades criminosas; ii) Os que realçam o papel do ambiente econômico e social na explicação do comportamento criminoso, com destaque para fatores como concentração de renda e pobreza. Essas duas correntes de pensamento partem da análise teórica de Gary Becker (1968) e o seu artigo seminal “*Crime and Punishment: An Economic Approach*”, primeiro autor a analisar a criminalidade com uma fundamentação econômica.

Vários artigos que se seguiram dentro da abordagem da escolha racional trabalharam basicamente com inovações em torno da idéia já estabelecida por Becker em que dois vetores de variáveis estariam condicionando o comportamento do potencial criminoso. Por um lado, os fatores positivos, que levariam o indivíduo a escolher o mercado legal, como o salário, a dotação de recursos do indivíduo etc. Por outro lado, os fatores negativos, ou dissuasórios (*deterrence effects*), como a eficiência do aparelho policial e a punição. Dentre esses trabalhos, cabe destaque a Ehrlich (1973) e Block & Heinecke (1975).

Basicamente, a decisão de cometer ou não o crime resultaria de um processo de maximização de utilidade esperada, em que o indivíduo confrontaria, de um lado, os potenciais ganhos resultantes da ação criminosa, o valor da punição e as probabilidades de detenção e condenação associadas e, de outro, o custo de oportunidade de cometer crime, traduzido pelo salário alternativo no mercado de trabalho lícito.

Um ponto interessante apontado por Araújo Jr. & Fajnzylber (2001) é que, apesar de o modelo teórico ser de natureza microeconômica, cujo foco se dá sobre os determinantes individuais da criminalidade, a grande maioria as pesquisas empíricas foram construídas a partir de uma estrutura de dados agregados por região. Sem dúvidas, isso é resultado da indisponibilidade de dados individuais necessários para a estimação do modelo econômico do crime. Essa estratégia possui o custo de introduzir a hipótese de que o criminoso atua na mesma região em que reside. Entretanto, a utilização dessa hipótese implica na existência de um dilema. Quanto menor for a unidade geográfica em consideração, mais improvável tende a ser essa hipótese. Quanto maior for essa região considerada, mais informações se perdem ao se utilizar médias agregadas. Com a utilização de estados como unidade amostral, as estimativas se beneficiarão do fato de utilizarmos informações com um grau de agregação interessante, mas isso poderia gerar uma perda de informações relevante. No entanto, como discutiremos a seguir, com a utilização de modelos econométricos com efeitos fixos, poderemos controlar as características específicas de cada estado que são relativamente constantes no tempo.

### **2.2 Variáveis Explicativas do Crime e Efeitos Esperados**

Baseando-se na literatura do crime discutida acima, são considerados como possíveis determinantes das taxas de crime algumas variáveis relativas às condições econômicas, sociais, demográficas e de política pública. Neste sentido, os fatores que são considerados como determinantes

básicos da variação das taxas de crime são: a) renda domiciliar per capita; b) desigualdade de renda; c) nível educacional; d) nível de pobreza; e) taxa de desemprego; f) proporção de lares uniparentais, como medida de desorganização social; g) proporção de jovens do sexo masculino; h) gastos em segurança pública, como medida de repressão ao crime, e; i) gastos em assistência social.

Dentre estes fatores, duas variáveis são consideradas mais pormenorizadamente: os gastos em segurança pública, como medida de repressão ao crime e gastos em assistência social. A variável de gastos em segurança está altamente correlacionada com o contingente policial e é utilizada com a intenção de captar os efeitos sobre o crime de variações na probabilidade de captura e condenação. Assim, espera-se que esta variável exerça um efeito negativo sobre as taxas de crime visto que um maior nível de gastos em segurança eleva a probabilidade de punição na medida em que possibilita tanto um aparato policial maior quanto a própria qualidade técnica do aparelho de combate direto do crime.

Da mesma forma, a variável de gastos em assistência social exerceria um efeito negativo nas taxas de crime, como sugerem autores como Benoit & Osborne (1995), Zhang (1997), Imrohoroglu et al. (2000) e Merlo (2003). A idéia por trás desse efeito negativo é a de que os gastos em assistência social impactariam no modelo com a redução dos incentivos de se cometer um crime ao elevar os custos de oportunidade do potencial criminoso. Haveria um efeito imediato (curto prazo) na redução do crime ao elevar a renda dos indivíduos com maior probabilidade de se engajar no setor ilegal da economia, além de desempenhar um papel de redistribuição de renda, reduzindo as desigualdades. Os gastos sociais exerceriam ainda um efeito mais duradouro na redução das taxas de crime (longo prazo) ao possibilitar uma melhor qualificação dos indivíduos, na medida em que uma renda mínima possibilita que alguns agentes se dediquem a atividades que elevem as chances de maiores ganhos no mercado legal, e onde estas atividades não seriam possíveis caso estes programas sociais não existissem.

Com base nas teorias apresentadas, com ênfase na teoria econômica do crime, buscar-se-á estimar o efeito dos diversos fatores discutidos acima sobre a criminalidade. Em razão de o presente trabalho focar a relação entre gastos públicos em segurança e assistência social com o crime, será discutido a seguir aspectos subjacentes a esta relação.

### 2.3 Gastos Públicos e Criminalidade

Diversos trabalhos têm investigado a relação entre despesas governamentais e crime, no sentido de se avaliar que medidas do governo são mais eficientes na redução da criminalidade. Esses trabalhos empíricos podem ser divididos em dois grupos: i) Os que avaliam os efeitos dos gastos em segurança pública sobre o crime; ii) Os que analisam o impacto de gastos sociais sobre a criminalidade.

Por ser um gasto público que supostamente afeta a criminalidade de uma forma direta, essa primeira modalidade de despesa foi a primeira variável de ação governamental a ser utilizada nos trabalhos que estudam o crime. Esta variável é utilizada com a intenção de captar os efeitos sobre o crime de variações na probabilidade de captura e condenação. Araújo & Fajnzylber (2001) observam que uma das idéias principais do modelo de Becker (1968) é que o comportamento criminal responde a alterações da punição esperada, a qual, de certa forma, reflete a tolerância de atividades criminais na sociedade, ou em outras palavras, a intensidade da demanda por segurança. Nesta perspectiva, as demais variáveis consideradas seriam *proxies* dos determinantes da oferta de atos criminais e a não consideração dos fatores da demanda poderia fazer com que o modelo ficasse mal especificado.

Deve-se notar que a estimativa econométrica da relação entre a repressão e o crime é complicada pela provável presença de problemas de causalidade inversa. É um fato estilizado que as atividades de repressão ao crime se intensificam em lugares ou períodos em que o crime aumenta. Assim, não é surpreendente encontrar que o crime, nas suas diversas modalidades, se correlacione positivamente com os gastos em segurança pública<sup>§</sup>.

---

<sup>§</sup> A maioria dos trabalhos utiliza o número de policiais como medida de repressão ao crime. Embora o número de policiais per capita e os gastos em segurança pública per capita sejam altamente correlacionados, tratam-se de variáveis diferentes e devem ser analisadas de forma separada. Para uma discussão sobre esta questão, ver Witte & Witt (2001) e Imrohoroglu et al.(2000).

Desta forma, trabalhos empíricos de destaque, como Levitt (1997), Fajnzylber et al. (2002), Cornwell & Trumbull (1994) e Kelly (2000) se utilizam de dados sobre a polícia como variável de repressão ao crime<sup>\*\*</sup>. Um dos poucos trabalhos que se utilizam de gastos públicos em segurança é o de Gould et al. (2002). Estes autores, analisando a relação do mercado de trabalho americano com o crime entre 1979 e 1997, encontram uma relação positiva entre gasto em segurança e crime, tanto nos crimes contra a propriedade quanto os crimes violentos. Entretanto, como o próprio autor alerta, este resultado pode estar sendo influenciado pelo provável problema de endogeneidade. Na literatura brasileira é que temos mais exemplos de trabalhos que utilizam gastos em segurança pública como medida de repressão ao crime, com destaque para os trabalhos de Mendonça et al. (2003) e Cerqueira & Lobão (2003b e 2003c).

Entretanto, os trabalhos que investigam a relação entre gastos sociais e crime são mais restritos e bem mais recentes. A maioria dos trabalhos que abordam essa questão empiricamente é, apesar de se utilizar de métodos econométricos, oriunda das áreas da criminologia e sociologia. Além disso, não existe, do conhecimento dos autores, nenhum trabalho empírico sobre o tema no Brasil. Dentre os poucos trabalhos que existem sobre essa relação, merecem destaque os artigos de Zhang (1997), Johnson et al. (2004), Lindvall (2004), Burek (2005) e Worrall (2005).

Alguns desses estudos sobre o impacto de políticas sociais sobre o crime consideram, conjuntamente com os gastos sociais, os gastos com polícias em suas análises, a exemplo de Merlo (2003) e Johnson et al. (2004). No âmbito teórico, Benoit & Osborne (1995) e Imrohoroglu et al. (2000) desenvolveram modelos formais que buscam integrar gastos em assistência social no modelo econômico do crime. A inovação desses modelos é a introdução do governo na análise, de forma que o estado utiliza os seus recursos para combater o crime e redistribuir renda. Esses gastos impactariam no modelo com a redução dos incentivos de se cometer um crime ao elevar os custos de oportunidade do potencial criminoso.

Em Imrohoroglu et al. (2000), além da análise teórica, também são estimados os efeitos dos gastos públicos em assistência social e em polícia sobre o crime, com base neste modelo estrutural, onde é verificado na análise empírica que o impacto dos gastos públicos em polícia não é significativo, ao passo que o efeito da redistribuição varia de acordo com as características de cada região. Entretanto, como os próprios autores salientam, em função de o modelo estimado ser estático (se restringir a um único período), vários aspectos dinâmicos são ignorados nessas estimativas.

Estes autores, baseado em Benoit & Osborne (1995) e no paradigma estabelecido por Becker (1968), constroem um modelo onde os agentes decidem se especializar em atividades de mercado ou atividades criminais, baseados em dois fatores básicos: a probabilidade de punição e os retornos relativos das alternativas legais. A grande inovação deste modelo é a inclusão do governo atuando na economia com tributação e gastos públicos que visam o controle da criminalidade. Na medida em que os agentes decidem se engajar no mercado legal ou ilegal, estes estarão sujeitos às condições específicas de cada situação. Os agentes criminosos estarão sujeitos a serem presos em função de suas atividades ilegais e os agentes que estão no mercado legal se deparam com a possibilidade de serem vitimizados por um indivíduo criminoso. Com probabilidade  $\pi_a$ , o indivíduo criminoso pode ser preso no momento do ato ilícito, com probabilidade  $1 - \pi_a$ , o criminoso não será apreendido, e tomará para si uma fração  $\alpha$  da renda bruta da vítima.

Assume-se que essa probabilidade de punição seja uma função dos gastos públicos destinados ao combate direto do crime,  $G$ , e com a seguinte forma funcional:

$$\pi_a = \begin{cases} 0 & \text{para } G \leq 1 \\ 1 - G^{-\gamma} & \text{para } G > 1 \end{cases} \quad (2.6)$$

---

<sup>\*\*</sup> Para uma discussão dos trabalhos que abordam a relação entre polícia e crime, além dos problemas subjacentes a estimação dessa relação, ver Marvel & Moody (1996).

onde  $\gamma \in (0,1)$ , representa um parâmetro de eficiência desses gastos no combate ao crime.<sup>††</sup>

Da mesma forma, os gastos em assistência social são representados pelo pagamento de um subsídio aos indivíduos mais pobres, impactando em suas respectivas funções de consumo e utilidade, reduzindo os incentivos para se inserir no mercado criminoso. Com essa especificação, os gastos em segurança pública, assim como os gastos em assistência social, são incorporados explicitamente ao modelo teórico do crime, possibilitando a consideração do impacto de políticas públicas sobre a criminalidade.

### 3 Base de Dados: Fontes, Definições e Análise Descritiva

#### 3.1 Descrição dos Dados

##### Variáveis Dependentes

Para a estimação dos modelos propostos, serão utilizados dados provenientes da SENASP-Secretaria Nacional de Segurança Pública, órgão do Ministério da Justiça, que compila as informações das Secretarias Estaduais de Segurança Pública, sendo indicadores da incidência de crime nos estados brasileiros os seguintes índices: taxa de homicídios dolosos por 100 mil habitantes, taxa de roubos totais<sup>‡‡</sup> por 100 mil habitantes, taxa de furtos totais por 100 mil habitantes<sup>§§</sup> e taxa de extorsões mediante seqüestro<sup>\*\*\*</sup> por 100 mil habitantes. Os dados a serem utilizados são anuais para todos os 27 estados do Brasil e cobrem o período de 2001 a 2003.

##### Variáveis Explicativas

Quase todas as variáveis explicativas foram construídas a partir de dados das PNAD's (Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios do IBGE) de 2001, 2002 e 2003, exceção dada pelas informações sobre o gasto público dos estados, obtidas a partir do *Boletim de Finanças Públicas do Brasil*, elaborado pela Secretaria do Tesouro Nacional (STN). Essas informações se referem a todas as despesas públicas realizadas dos governos estaduais e do distrito federal dentro das unidades da federação. Além dessas variáveis, utilizamos ainda uma outra variável, que será utilizada como instrumento para corrigir o possível problema de endogeneidade dos gastos em segurança pública com o crime. A variável utilizada foi a receita tributária dos estados per capita<sup>†††</sup>, obtida do Boletim de Finanças Públicas da Secretaria do Tesouro Nacional e deflacionada através do INPC – IBGE, R\$ de 2001 (RECEITA). O quadro 3.1 sintetiza a descrição de cada variável utilizada nas estimações, além da origem dos dados.

---

<sup>††</sup> Essa especificação tenta captar a relação positiva entre gastos públicos em segurança e a probabilidade de prisão, além dos retornos decrescentes desse efeito com a concavidade dessa função. Outras especificações podem ser consideradas, inclusive com a consideração de fatores como o próprio número de crimes na determinação da probabilidade de punição.

<sup>‡‡</sup> Em roubos totais são incluídas as rubricas de roubos de veículos, roubos de estabelecimentos comerciais e outros roubos.

<sup>§§</sup> Nesta rubrica estão agregados os seguintes delitos: Furto, Furto a estabelecimento comercial, Furto à residência, Furto a transeunte, Furto de veículos e Outros furtos.

<sup>\*\*\*</sup> Em função de haver zeros na amostra de seqüestros e a necessidade de se aplicar logaritmo no modelo, atribuiu-se o menor valor reportado em substituição aos zeros. Dado que se trata de um valor bastante reduzido, acredita-se que isso não prejudique as estimações.

<sup>†††</sup> A justificativa desse instrumento é discutida na seção 4.3.

**Quadro 3.1: Definição e Fontes das Variáveis**

Variável	Descrição	Fonte
<b>HD</b>	Taxa de homicídios dolosos por 100 mil habitantes	SENASP
<b>RB</b>	Taxa de roubos por 100 mil habitantes	SENASP
<b>FT</b>	Taxa de furtos por 100 mil habitantes	SENASP
<b>SQ</b>	Taxa de extorsões mediante seqüestro por 100 mil habitantes	SENASP
<b>GINI</b>	Coefficiente de Gini de renda	IPEA/PNAD
<b>RENDA</b>	Renda domiciliar per capita média, deflacionada através do INPC (R\$ de 2001)	IPEA/PNAD
<b>POB</b>	Porcentagem de pessoas abaixo da linha de pobreza (IPEA)	IPEA/PNAD
<b>EDU</b>	Número médio de anos de estudo para população com 25 anos ou mais	IPEA/PNAD
<b>JOVMAS</b>	Porcentagem de pessoas entre 15 e 24 anos, do sexo masculino	PNAD
<b>DESEMP</b>	Taxa de desemprego aberto	PNAD
<b>UNIPAR</b>	Porcentagem de lares uniparentais (Chefia Feminina)	PNAD
<b>GSP</b>	Gasto em segurança pública per capita, deflacionado através do INPC (R\$ de 2001)	STN
<b>GASS</b>	Gasto em assistência e previdência social per capita, def. através do INPC (R\$ de 2001)	STN
<b>RECEITA</b>	Receita tributária dos estados per capita, deflacionada através do INPC (R\$ de 2001)	STN

Fonte: Elaboração dos autores.

### 3.2 Análise Descritiva

A Tabela 3.1 mostra um resumo das estatísticas de criminalidade e das suas variáveis explicativas de acordo com a terminologia do quadro 3.1 acima:

**Tabela 3.1: Resumo das Estatísticas do Crime e Variáveis Explicativas**

	Média	Mediana	Máximo	Mínimo	Desvio Padrão	Coefficiente de Variação
<b>HD</b>	22.21	19.30	57.10	4.90	11.45	0.52
<b>RB</b>	321.88	246.20	1342.32	20.97	265.92	0.83
<b>FT</b>	1033.85	898.90	3379.00	49.50	674.72	0.65
<b>SQ</b>	0.25	0.13	2.06	0.00	0.33	1.31
<b>RECEITA</b>	438.19	350.92	1176.29	128.51	226.04	0.52
<b>GINI</b>	0.57	0.57	0.66	0.46	0.03	0.06
<b>RENDA</b>	307.52	284.36	709.29	144.83	116.15	0.38
<b>POB</b>	0.39	0.41	0.69	0.10	0.16	0.42
<b>JOVMAS</b>	0.21	0.21	0.25	0.18	0.01	0.07
<b>DESEMP</b>	8.96	8.60	20.40	4.20	2.93	0.33
<b>UNIPAR</b>	0.28	0.28	0.41	0.19	0.04	0.14
<b>EDU</b>	5.62	5.60	8.70	3.50	1.12	0.20
<b>GSP</b>	74.84	57.75	461.47	0.69	67.71	0.90
<b>GASS</b>	134.70	81.67	1352.44	3.11	177.74	1.32

Fonte: Elaboração dos autores com base nos dados.

Como se observa da tabela acima, o número médio de homicídios por 100.000 habitantes no Brasil<sup>\*\*\*</sup>, de 2001 a 2003, é de 22,21. Gaviria (2000), analisando a criminalidade na Colômbia e

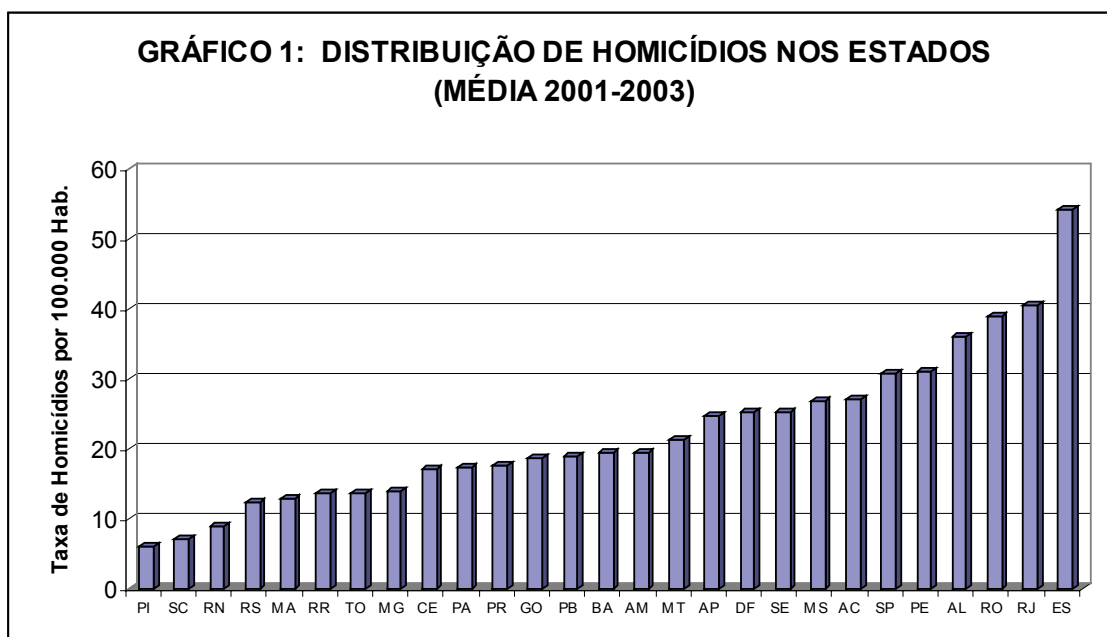
<sup>\*\*\*</sup> Um valor de 22,21 homicídios por 100.000 habitantes, dada à população média do Brasil no período, implica que ocorreram em média 38.785 assassinatos por ano no Brasil entre 2001 e 2003.

comparando seu país com outros 49, encontra um valor de 29,40 para o Brasil na década de 80, o que colocava o país em terceiro lugar entre os 50 países analisados, atrás apenas de Colômbia e México. O valor máximo de homicídios corresponde ao estado do Espírito Santo em 2003 (57,10 homicídios por 100.000 habitantes), enquanto Santa Catarina detém o menor índice (4,90 homicídios por 100.000 habitantes em 2001).

Com relação à taxa de seqüestros, é interessante observar a sua reduzida magnitude (média de 0,25 seqüestros por 100.000 habitantes), que, no entanto ganha uma maior dimensão na mídia, principalmente em função de quase sempre envolver pessoas de destaque social. O valor máximo corresponde ao estado do Mato Grosso (acima de 2 seqüestros por 100.000 hab. em 2002), com destaque também para o estado do Piauí, curiosamente com o segundo maior valor (1.11 seqüestros por 100.000 hab.).

O valor médio de roubos por 100.000 habitantes no Brasil no período sob análise é de 321,88, mais de 14 vezes superior à média nacional de homicídios. O valor máximo corresponde ao Distrito Federal (1342,32 roubos por 100.000 habitantes), enquanto Alagoas possui a menor taxa (20,97 roubos por 100.000 habitantes). Como era de se esperar, a taxa de furtos se encontram em um patamar bem superior aos demais índices de criminalidade. O número médio de furtos por 100.000 habitantes no Brasil é de 1033,85. Mais uma vez, o Distrito Federal lidera um ranking de criminalidade, alcançando o valor de 3379 furtos por 100.000 habitantes em 2003 e novamente, Alagoas exibe o menor valor, 49,50 furtos por 100.000 habitantes em 2001.

Os gráficos 1, 2, 3 e 4 mostram a distribuição espacial das quatro categorias de crimes em consideração, evidenciando a grande variabilidade da criminalidade entre estados brasileiros.

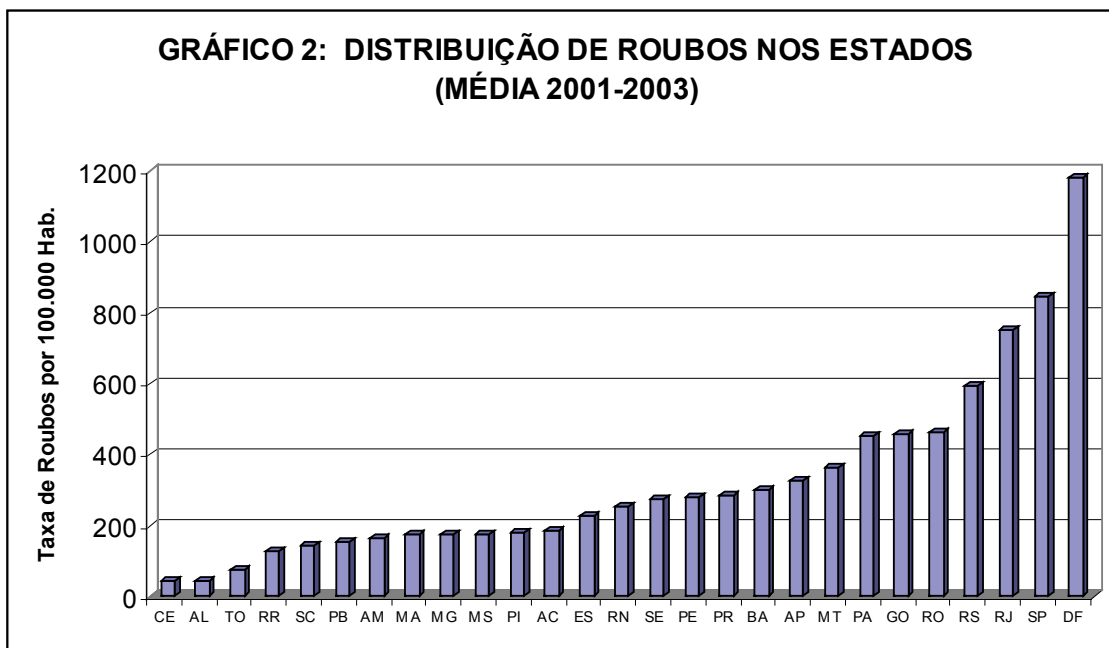


Fonte: Elaboração do autor a partir de dados da SENASP/MJ

A distribuição do número total de homicídios por 100.000 habitantes é mostrada no gráfico 1. Numa primeira visualização fica patente a liderança isolada do estado do Espírito Santo nas taxas de homicídios, com 54,26 homicídios por 100.000 habitantes. Rio de Janeiro, Roraima e Alagoas também se destacam negativamente por elevados índices de homicídios, enquanto os estados do Piauí e Santa Catarina possuem as menores taxas médias no período analisado.

O gráfico 2 apresenta a distribuição do número total de roubos por 100.000 habitantes para os estados brasileiros. O Distrito Federal apresentou a maior média no período, com 1181,51 roubos por 100.000 habitantes, bem acima dos demais estados, sendo seguido pelos estados de São Paulo e Rio de Janeiro. Vale mencionar que, surpreendentemente, o estado do Ceará se encontra em último lugar nessa categoria de atividade criminosa no período sob análise.

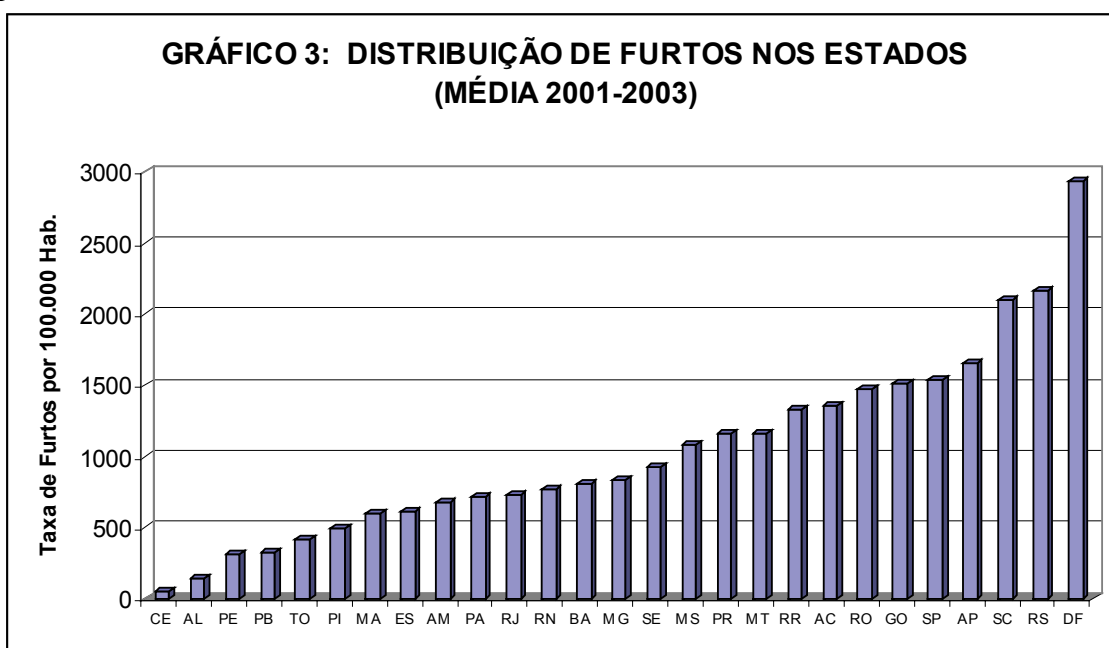




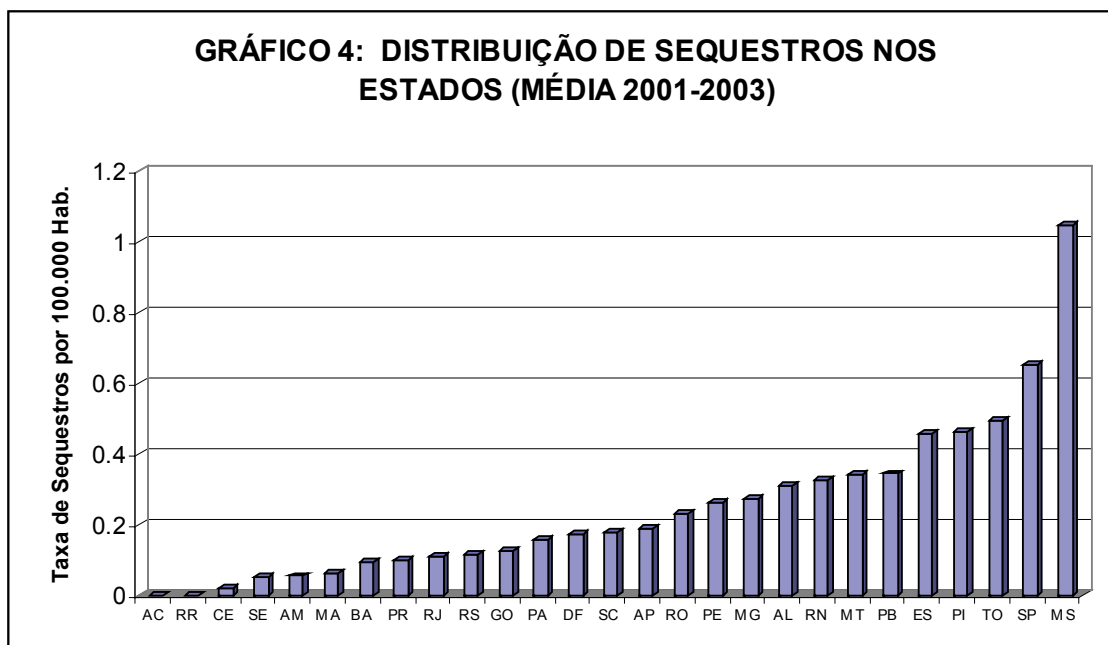
Fonte: Elaboração do autor a partir de dados da SENASP/MJ

A distribuição do número total de furtos por 100.000 habitantes se encontra no gráfico 3. O maior número médio de furtos no período, como se observou anteriormente, se deu no Distrito Federal, com 2933,29 furtos por 100.000 habitantes. Surpreendentemente, os estados que seguem nesse ranking são Rio Grande do Sul e Santa Catarina. Mais uma vez, os estados do Ceará e Alagoas se destacam positivamente com taxas de furtos bem inferiores aos demais estados.

O gráfico 4 mostra a distribuição do número total de seqüestros por 100.000 habitantes. O estado que apresentou a maior média de seqüestros no período foi Mato Grosso do Sul, com 1,05 seqüestros por 100.000 habitantes. São Paulo, Tocantins, Piauí e Espírito Santo também se destacam com elevados índices. Os estados do Acre, Roraima e Ceará se destacam positivamente com taxas de seqüestros quase nulas no período. Um fato interessante a destacar, é a 19ª posição do Rio de Janeiro no ranking de número de seqüestros, dado que este estado esteve sempre na média tendo esse tipo de crime como um grande problema.



Fonte: Elaboração do autor a partir de dados da SENASP/MJ



Fonte: Elaboração do autor a partir de dados da SENASP/MJ

O fato de nem o Rio de Janeiro, nem São Paulo liderarem nenhuma das estatísticas de criminalidade acima, deve-se a normalização que é realizada do número de crimes com relação ao tamanho da população. Não há dúvidas que ambos os estados lideram essas estatísticas quando se considera os números de uma forma absoluta. Entretanto, como o objetivo dessa pesquisa é o de avaliar o grau de criminalidade em cada unidade da federação, a medida relativa é a mais adequada.<sup>§§§</sup>

## 4 Modelagem Econométrica do Crime

### 4.1 Modelagem Econométrica do comportamento criminal

O modelo econômico do crime está fundamentado na suposição de que os indivíduos são maximizadores de utilidade esperada, realizando escolhas racionais de forma a participarem do setor criminal em resposta aos custos e benefícios das atividades ilegais frente ao ganho alternativo no mercado legal<sup>\*\*\*\*</sup>. Isso sugere que a participação de um indivíduo em atividades criminosas depende do retorno monetário dessas ações em relação às atividades legais, das condições econômicas em que o indivíduo se encontra, sua formação cultural e social (incluindo o ambiente que o cerca) e do grau em que o sistema policial e judiciário é capaz de afetar as probabilidades de prisão e punição.

<sup>§§§</sup> Dos trabalhos empíricos para os estados brasileiros, apenas Cerqueira & Lobão (2003b) utilizam dados de criminalidade em termos absolutos, já que estes dão ênfase a análise de séries temporais.

<sup>\*\*\*\*</sup> Ver Becker (1968), Ehrlich (1973) e Block & Heineke (1975).

Utilizando dados em painel para os estados brasileiros, é especificada a “função de produção do crime” para o Brasil, de acordo com a literatura da economia do crime discutida acima<sup>††††</sup>. São utilizados diferentes índices de criminalidade como variável dependente, no sentido de examinar de que forma os gastos públicos, além das outras variáveis socioeconômicas em questão, influenciam os quatro indicadores de criminalidade. Essas medidas são, respectivamente, taxas de homicídios, taxa de roubos, taxa de furtos e taxa de seqüestros por 100.000 habitantes. O modelo empírico a ser estimado consiste na seguinte expressão:

$$\ln y_{it} = \ln x_{it} \beta + \ln g_{it} \gamma + c_i + \varepsilon_{it} \quad (4.1)$$

onde  $y_{it}$  representa a variável dependente com os valores das taxas de crime por 100.000 habitantes do estado  $i$  no ano  $t$ ;  $g_{it}$  consiste no vetor de gastos públicos per capita, incluindo gastos sociais e em segurança pública;  $x_{it}$  é um vetor com o restante das variáveis explicativas do crime;  $\beta$  e  $\gamma$  são vetores de coeficientes a serem estimados,  $c_i$  representa os efeitos que refletem características específicas não-observadas de cada estado; e  $\varepsilon_{it}$  consiste no termo de distúrbio aleatório típico.

A inclusão do termo  $c_i$  de heterogeneidade não-observada no modelo é defendida por vários trabalhos.<sup>††††</sup> Cornwell & Trumbull (1994) apontam pelo menos duas razões para se esperar a presença desse efeito. Primeiro, por mais que controlemos por alguns determinantes dos custos morais que, segundo o modelo apresentado, estão associados ao crime, como desigualdade e nível educacional, é de se esperar que existam outras características culturais relativamente estáveis no tempo, que fazem com que a população de alguns estados possua taxas de crimes mais altas do que outros. Uma segunda razão pela qual se justifica a inclusão de  $c_i$  é a presença de erro de medição nas taxas de crime<sup>§§§§</sup>. A subseção seguinte realiza inferências preliminares.

## 4.2 Testes Padrões e Resultados Preliminares

Baseando-se na discussão econométrica acima e após a especificação do modelo empírico do crime na equação (4.1), iniciaremos algumas estimações preliminares com o intuito de realizar testes relacionados aos problemas econométricos discutidos acima. Com esses testes busca-se identificar e corrigir os problemas que frequentemente estão presentes em modelos do tipo que nos propomos a estimar, possibilitando assim, que adotemos os procedimentos adequados para obtermos estimativas confiáveis do impacto das variáveis analisadas sobre o crime<sup>\*\*\*\*\*</sup>.

No sentido de utilizar o modelo de dados combinados mais adequado, iniciamos testando se a heterogeneidade não-observada  $c_i$  realmente está presente no modelo a ser estimado. Para isso, foram feitos dois testes: um teste F sugerido por Greene (2003) que compara o estimador de MQO agrupado com o de Efeitos Fixos e o Teste de Breusch e Pagan, baseado no multiplicador de Lagrange. Nas quatro categorias de crime analisadas, a hipótese nula de que os efeitos não-observados não estão presentes no modelo é rejeitada. Assim, a especificação da equação (4.1) está correta ao incluir  $c_i$  e devemos utilizar algum dos modelos discutidos acima para levar em conta essa heterogeneidade não-observada.

O próximo passo então consiste em verificar que modelo deveria ser utilizado para resolver o problema da heterogeneidade não-observada: primeiras diferenças, efeitos fixos ou efeitos aleatórios.

<sup>††††</sup> Entre os trabalhos que especificam um modelo similar ao utilizado, destacam-se os trabalhos de Levitt (1997), Cornwell & Trumbull (1994), Imrohorglu et al. (2000), Fajnzylber & Araújo Jr. (2001), Cerqueira & Lobão (2003b) e Johnson et al. (2004).

<sup>††††</sup> Para uma discussão da importância da consideração da heterogeneidade não-observada na estimação do modelo econômico do crime, ver Worrall & Pratt (2004a).

<sup>§§§§</sup> Pepper & Petrie (2003) realizam uma discussão abrangente sobre erro de medição nos dados de criminalidade.

<sup>\*\*\*\*\*</sup> Em função de o Distrito Federal parecer ser um *outlier* nos dados analisados, o excluimos da amostra.

Como os métodos de efeitos fixos e primeiras diferenças possuem suposições similares, devemos testar um deles contra o modelo de efeitos aleatórios. O teste usual para comparar esses dois modelos de estimação é o teste de Hausman. O teste realizado rejeitou a hipótese nula de efeitos aleatórios para todas as modalidades de crime analisadas. Assim, todas as estimações devem ser realizadas com efeitos fixos ou primeiras diferenças, para controlar o problema de heterogeneidade não-observada.

Com o objetivo de comparar as estimativas, iremos estimar dois modelos: efeitos fixos e primeiras diferenças. Assim, a equação (4.1) proposta na subseção anterior será estimada no presente trabalho em duas versões. No caso em que o modelo de efeitos fixos for considerado, teremos que estimar:

$$\ln \ddot{y}_{it} = \ln \ddot{x}_{it} \beta + \ln \ddot{g}_{it} \gamma + \ddot{\varepsilon}_{it} \quad (4.2)$$

onde  $\ddot{y}_{it} = y_{it} - \bar{y}_i$ , e quando for considerado o modelo em primeiras diferenças, será estimada:

$$\Delta \ln y_{it} = \Delta \ln x_{it} \beta + \Delta \ln g_{it} \gamma + \mu_{it} \quad (4.3)$$

onde  $\mu_{it} = \Delta \varepsilon_{it}$ .

Dada a possibilidade de simultaneidade entre crime e gasto em segurança pública, foi realizado um teste para verificar a presença desse tipo de endogeneidade nas duas situações que iremos considerar: efeitos fixos e primeiras diferenças. O teste de Hausman foi utilizado para detectar a possível presença de endogeneidade. Para tanto, como discutido anteriormente, é necessária a utilização de uma variável instrumental adequada.

### 4.3 Instrumentos para o Gasto Público

Uma variável utilizada como instrumento foi a receita tributária dos estados no ano anterior, dada a sua elevada correlação com os gastos em segurança pública, além de se acreditar que esta variável não esteja diretamente relacionada com o erro do modelo a ser estimado. Embora o orçamento anual seja determinado em função da receita prevista para o ano, essa previsão é baseada em grande parte, senão totalmente, na receita do ano anterior.

Uma outra variável instrumental que será utilizada é o próprio gasto público em segurança defasado em dois períodos. De acordo com Wooldridge (2002), se uma variável for endógena no modelo, sua primeira defasagem ainda pode ser correlacionada com o erro, mas é muito pouco provável que a segunda defasagem o seja. E obviamente, não há por que acreditar que a segunda defasagem não seja correlacionada com a própria variável. De fato, no presente caso, não há dúvidas que os gastos em segurança pública e estes gastos realizados dois anos antes são correlacionados e não há motivos para se acreditar que estes gastos defasados em dois anos tenham relação com os erros das regressões onde o crime em um período é uma função de gastos no mesmo período.

O teste levou a não-rejeição da hipótese de simultaneidade do gasto em segurança pública em três dos quatro tipos de crime que estão sob análise, com exceção de seqüestros e de homicídios no caso de efeitos fixos. Assim, deveríamos utilizar um método de estimação adequado para este problema. O procedimento que será utilizado para corrigir o problema da endogeneidade é o método de mínimos quadrados em dois estágios - MQ2E.<sup>††††</sup>

Desta forma, o modelo empírico apresentado será estimado a partir de dados em painel, utilizando Mínimos Quadrados Generalizados Factíveis – MQGF, conjuntamente com Efeitos Fixos ou Primeiras Diferenças e/ou Mínimos Quadrados em Dois Estágios - MQ2E, com receita tributária dos estados defasada em um período e gasto em segurança pública defasado em dois períodos como variáveis instrumentais. Com a estimação das equações acima com o método adequado, será possível

<sup>††††</sup> Para uma discussão sobre variáveis instrumentais e MQ2E, ver Davidson & Mackinnon (1993).

avaliar os efeitos dos diversos aspectos mencionados nas diferentes medidas de criminalidade, observando que fatores, com atenção especial às variáveis de gastos público em segurança e assistência social, são mais importantes na explicação dos quatro índices de criminalidade analisados.

## 5 Estimação e Resultados

Nas tabelas a seguir são apresentados os resultados das estimações do modelo econométrico do crime. Na Tabela 5.1 a seguir, temos as estimativas do modelo econômico do crime descrito pelas equações (4.2) e (4.3), onde as estimações são realizadas com o modelo com efeitos fixos e primeiras diferenças, respectivamente. Em todos os casos se corrige o problema de heteroscedasticidade com a estimação pelo método dos mínimos quadrados generalizados Factiveis – MQGF<sup>\*\*\*\*</sup>.

Analisando a Tabela 5.1, observa-se, de um modo geral, que a maior parte dos coeficientes estimados para as quatro modalidades de crime são significativos e a maioria está de acordo com a expectativa teórica. Os coeficientes estimados da variável de desigualdade de renda se mostraram positivos e significativos, com exceção do caso de homicídios nas estimativas em primeiras diferenças e seqüestro na estimação sem transformação, estando de acordo com a expectativa teórica de quanto maior a concentração de renda em uma determinada região e/ou período de tempo, maiores os níveis de criminalidade.

Por outro lado, os coeficientes estimados da variável de pobreza contradizem a expectativa teórica. As estimativas, apesar de significativas, se mostraram com o sinal negativo, contrariando a idéia de que quanto maior o nível de pobreza, maior a criminalidade em uma região, defendida por trabalhos como o de Bourguignon (1998). Embora esses resultados possam estar enviesados em função de não se estar corrigindo para os demais problemas mencionados na seção anterior, essa relação negativa pode estar captando uma relação da criminalidade com a baixa renda, no sentido de que regiões onde a pobreza é maior, haja menos pessoas que se caracterizam como potenciais vítimas. Uma outra possibilidade é a de que o fator relevante não seja a pobreza em si, mas como se dá a “organização” desta, como a quantidade e concentração de favelas e áreas de risco em uma determinada região.

Com relação a variável de renda, contrariando de certa forma a conclusão anterior, as relações negativas e significativas obtidas (com exceção de homicídios) revelam que quanto maiores forem os rendimentos do mercado de trabalho legal, menores serão as taxas de crimes. Desta forma, elevados níveis de renda podem ter um papel dissuasório do crime, no sentido que ganhos maiores no mercado legal possuem um impacto negativo na criminalidade.

Da Tabela 5.1 podemos observar ainda que o impacto do nível educacional médio da população sobre a criminalidade varia de acordo com o método de estimação e a modalidade de crime que se leva em consideração. De uma forma geral, observa-se que existe um efeito dissuasório da variável educação sobre os homicídios e roubos, enquanto essa variável seria um propulsor de crimes como furto e seqüestro. Este resultado está de acordo com o argumento de que a educação aumenta os custos morais da participação em atividades criminosas que envolvem maior violência, como homicídio e roubo. Nas demais modalidades de crime, a relação positiva encontrada, evidencia que um maior nível educacional tende reduzir os custos de se cometer uma atividade criminosa como furto ou seqüestro<sup>§§§§§</sup>.

O desemprego afeta positivamente o crime apenas no caso de homicídio nas estimativas com dados transformados. Apesar de a relação ser positiva e significativa neste caso, os valores dos coeficientes estimados foram de baixa magnitude, tendo uma relação mais que proporcional somente no caso de seqüestros. É interessante notar que, por mais intuitivo que esta relação positiva possa ser, uma

---

<sup>\*\*\*\*</sup> Uma terceira abordagem de estimação foi realizada. A equação (4.1) foi estimada sem nenhuma transformação para controlar a heterogeneidade não-observada, utilizando apenas MQGF. Para minimizar os problemas advindos da ausência desse controle, como sugere Worrall & Pratt (2004b), foi adicionada a variável dependente defasada como variável explicativa do modelo. Os resultados podem ser requisitados aos autores.

<sup>§§§§§</sup> Como também é encontrado por Lochner & Moretti (2004), Glaeser et al (1996) e Gaviria (2000).

parte considerável da literatura empírica obteve resultados para estes coeficientes com o sinal negativo, da mesma forma como obtivemos nas estimativas por efeitos fixos e diferenças.

**Tabela 5.1: Estimação do Modelo Econômico do Crime**

Variável Dependente: (por 100.000 habitantes)	Efeitos Fixos				Primeiras Diferenças			
	HD	RB	FT	SQ	HD	RB	FT	SQ
<b>Constante</b>	-0.6080 0.8114	11.8737 0.0000	5.4723 0.0774	96.0122 0.0000	0.1480 0.0000	0.2157 0.0000	0.1513 0.0000	0.2429 0.0000
<b>Desigualdade</b> (Índice de Gini)	4.2141 0.0000	2.0030 0.0000	0.7552 0.1542	18.1649 0.0012	-0.6318 0.6505	2.0907 0.0024	1.1651 0.0065	24.9872 0.0000
<b>Renda</b> (Domiciliar per capita)	0.0314 0.8618	-0.9978 0.0066	-0.1315 0.7613	-15.8207 0.0000	0.3435 0.0039	-1.0207 0.0000	-0.1137 0.5692	-12.3556 0.0000
<b>Educação</b> (Média de anos de estudo)	1.4802 0.0144	0.0946 0.6927	0.0983 0.7223	-0.5782 0.8118	-0.3716 0.2373	-0.7445 0.0000	0.2173 0.0374	1.0977 0.2581
<b>Pobreza</b> (% de pessoas com renda inferior a linha de pobreza)	-0.9099 0.0000	-0.9807 0.0019	-0.1372 0.6458	-7.0073 0.0000	-0.0361 0.8442	-1.0931 0.0010	-0.3080 0.0350	-7.2463 0.0000
<b>Desemprego</b> (% da pea)	0.5603 0.0000	-0.6709 0.0000	-0.2095 0.0004	-2.8110 0.0596	0.2627 0.0000	-0.5092 0.0000	0.0516 0.1932	-1.7568 0.0014
<b>Lares Uniparentais</b> (% de domicílios)	0.8290 0.1056	1.4381 0.0000	-0.0740 0.6661	3.8018 0.0082	0.3947 0.0301	1.2063 0.0000	-0.0417 0.0676	1.5753 0.0001
<b>Jovens do Sexo Masculino</b> (%)	-1.3024 0.0331	-0.9001 0.0000	-0.6925 0.0227	2.6071 0.0293	-2.3701 0.0010	-0.9952 0.0009	-0.8056 0.0044	1.6226 0.6264
<b>Gasto em Segurança Pública</b> (per capita)	-0.2470 0.0000	0.0332 0.0011	0.0179 0.0099	1.6341 0.0279	-0.3187 0.0000	-0.0133 0.0069	0.0124 0.1622	1.8531 0.0000
<b>Gasto em Assistência Social</b> (per capita)	-0.1228 0.0000	0.1778 0.0012	0.2610 0.0000	0.5830 0.0299	-0.2587 0.0000	-0.1895 0.0000	-0.1135 0.0000	-0.0534 0.8635
<b>Nº de Observações</b>	78	78	78	78	52	52	52	52

Notas: Todas as variáveis estão em logaritmos;

Valores p são apresentados abaixo dos respectivos coeficientes.

Fonte: Elaboração dos autores a partir dos resultados das regressões.

Freeman (1994) sugere que estes resultados seriam enviesados por considerarem, na sua maioria, dados do tipo cross-section, sendo que o autor considera que os dados na forma de um painel (como no presente trabalho) seria a abordagem mais adequada para se avaliar essa relação, embora a relação negativa não seja improvável. Esta ausência de consistência do efeito também pode estar relacionada ao elevado nível de informalidade existente na economia brasileira. Como foi discutido anteriormente, uma relação negativa fraca ou insignificante entre desemprego e crime não é um resultado incomum na literatura do crime, sendo encontradas relações desse tipo por Ehrlich (1973), Freeman (1994), Kelly (2000) e Fougère et al. (2006).

A variável que utilizamos como *proxy* para desorganização social, proporção de lares uniparentais, se mostrou com o sinal positivo esperado e significativo nas categorias de crime de homicídio e roubo, variando o sinal nos casos de furto e seqüestro. Desta forma, na maioria dos casos, teríamos uma situação em que os custos morais associados à prática de atividades ilegais seriam

menores em um ambiente com altos índices de desorganização social. Além disso, esse resultado está de acordo com a perspectiva sociológica de que a desorganização social reduz os vínculos interpessoais que criam barreiras à atividade criminosa.

A proporção de jovens do sexo masculino entre 15 e 24 anos, a variável demográfica que foi considerada, apresentou sinal surpreendentemente negativo e significativo em quase todas as categorias de crimes, com exceção de seqüestros. Este resultado contraria a expectativa teórica, que considera a população masculina jovem, não somente como o segmento da população que reúne os principais agentes propícios a cometer crimes, assim como boa parte das potenciais vítimas, principalmente dos crimes mais violentos. Entretanto, como sugerem Fougère et al. (2006), podemos concluir que não é a proporção de jovens *per se*, mas características do ambiente que cercam a população jovem, como o desemprego entre os jovens, que induz ao crime. Uma outra explicação para este resultado pode residir na baixa variabilidade desta variável nos dados utilizados (coeficiente de variação de 0.07), o que pode estar comprometendo inferências sobre o impacto dessa variável sobre o crime.

Com relação as variáveis de gastos públicos, foco do presente trabalho, observa-se que quase todos os coeficientes estimados se mostraram significativos. Os coeficientes da variável de gastos em segurança pública apresentaram sinais positivos e significativos na maioria dos casos, com exceção apenas de homicídios e roubos nas estimativas com primeiras diferenças. Pode-se notar que a magnitude desses coeficientes é bastante reduzida (com exceção do caso de seqüestros), e como as variáveis estão em logaritmo, a interpretação desses coeficientes como elasticidades, nos induz a avaliar tais gastos como sendo inelásticos no combate ao crime. Entretanto, deve-se notar que ainda não estamos corrigindo para o provável problema de simultaneidade entre esta variável e crime, devendo, portanto, observarmos esses resultados com cautela.

O impacto dos gastos em assistência social sobre o crime parece seguir um padrão oposto ao efeito que os gastos públicos em segurança exercem sobre o crime. Os resultados obtidos dessas estimações indicam que poder dissuasório dos gastos assistenciais sobre o crime parece ser mais consistente do que o verificado com os gastos em segurança \*\*\*\*\*.

Os resultados em que se considera o problema da simultaneidade entre gasto em segurança pública e crime, utilizando receita tributária defasada em um período e gasto em segurança pública defasado em dois períodos como variáveis instrumentais, para corrigir o problema da endogeneidade advindo da simultaneidade entre essas duas variáveis são apresentados na Tabela 5.2 a seguir. Entretanto, como estamos utilizando mais instrumentos do que variáveis endógenas, as equações estimadas são sobre-identificadas, fazendo-se necessário um teste para o instrumento adicional. Os testes de restrições sobre-identificadas realizados confirmaram a validade dos instrumentos utilizados em todas as modalidades de crime, com exceção de seqüestros.

Observando-se a Tabela 5.2, percebe-se que de um modo geral, não houve mudanças significativas no sinal e magnitude dos coeficientes para a maioria das variáveis, indicando certo grau de robustez nas relações obtidas. Observa-se claramente, entretanto que ocorre uma modificação importante na magnitude dos coeficientes dos gastos em segurança pública. Essa alteração ilustra bem o efeito importante da correção da endogeneidade nas estimativas do efeito dos gastos em segurança pública sobre o crime. Com relação às demais variáveis, observa-se que a desigualdade de renda continua afetando o crime de forma positiva e significativa, na maioria das estimativas, corroborando os resultados anteriores e ratificando as teorias que enfatizam que esses fatores sociais reduzem o custo de oportunidade do crime. Vale a pena atentar que as elasticidades da criminalidade com relação à desigualdade são superiores no caso de homicídios e seqüestros, do que nas outras modalidades de crime.

De uma forma geral, percebe-se que ocorre uma moderada elevação na magnitude dos coeficientes quando se utilizam variáveis instrumentais pra corrigir o problema de endogeneidade e em alguns casos, uma inversão de sinal. As elasticidades do gasto em segurança pública sobre o homicídio, por exemplo, são todas negativas e significativas, variando de -0,04 a -4,93 e concentrando-se em torno de -0,25. Estas magnitudes estão próximas dos valores encontrados por Levitt (1997) para esta

---

\*\*\*\*\* Este resultado está de acordo com Zhang (1997) e Johnson et al. (2004).

modalidade de crime, mesmo com o autor utilizando número de policiais no lugar de gasto em segurança em suas estimações. Nos outros tipos de crime que este autor também analisa, os valores encontrados em suas estimações se aproximam dos obtidos no presente trabalho, assim como também são obtidos valores positivos para esses coeficientes em alguns casos<sup>††††††</sup>.

**Tabela 5.2: Estimação do Modelo Econômico do Crime – Var. Instrumentais**

Variável Dependente: (por 100.000 habitantes)	Efeitos Fixos				Primeiras Diferenças			
	HD	RB	FT	SQ	HD	RB	FT	SQ
<b>Constante</b>	-0.6830 0.7998	19.0221 0.0016	4.4936 0.0688	96.4146 0.0000	0.1527 0.0001	0.1980 0.0000	0.1882 0.0000	-1.4887 0.0000
<b>Desigualdade</b> (Índice de Gini)	4.1620 0.0000	3.6161 0.0010	0.9111 0.0794	13.8903 0.2018	-0.7084 0.6735	1.5334 0.0023	1.8573 0.0000	25.9369 0.0001
<b>Renda</b> (Domiciliar per capita)	0.0629 0.7089	-1.4400 0.0285	-0.1800 0.5824	-5.9321 0.0603	0.3145 0.3190	-0.9091 0.0000	-0.2413 0.0001	-9.3345 0.0000
<b>Educação</b> (Média de anos de estudo)	1.3995 0.0667	0.4693 0.0220	0.3942 0.3304	-15.4567 0.0000	-0.1641 0.5879	-0.6884 0.0000	0.0294 0.0306	-12.9809 0.0003
<b>Pobreza</b> (% de pessoas com renda inferior a linha de pobreza)	-0.8936 0.0000	-1.2854 0.0059	-0.2263 0.3008	-0.7933 0.8397	-0.0453 0.7848	-1.0146 0.0000	-0.5835 0.0000	-9.0898 0.0000
<b>Desemprego</b> (% da pea)	0.5391 0.0000	-0.8733 0.0000	-0.0690 0.4029	-3.1914 0.0830	0.2982 0.0000	-0.4343 0.0000	-0.0714 0.5775	-0.8626 0.0599
<b>Lares Uniparentais</b> (% de domicílios)	0.8514 0.1232	2.4796 0.0000	-0.2137 0.3396	4.3555 0.0225	0.1603 0.0000	0.9337 0.0000	0.2664 0.0575	2.0779 0.0114
<b>Jovens do Sexo Masculino</b> (%)	-1.3465 0.0368	-0.1430 0.7394	-0.7955 0.0006	2.5926 0.0091	-2.3132 0.0650	-1.2454 0.0000	-0.9489 0.0091	0.4206 0.5588
<b>Gasto em Segurança Pública</b> (per capita)	-0.2503 0.0000	-0.4254 0.0177	0.0908 0.0000	1.0667 0.4191	-0.2346 0.0685	0.1513 0.0000	-0.0978 0.0022	-1.2015 0.0303
<b>Gasto em Assistência Social</b> (per capita)	-0.1138 0.0002	0.2124 0.0147	0.2165 0.0006	0.6825 0.1683	-0.2642 0.0007	-0.1956 0.0001	-0.1710 0.0000	-0.5634 0.1573
<b>Nº de Observações</b>	78	78	78	78	52	52	52	52

Notas: Todas as variáveis estão em logaritmos;

Valores p são apresentados abaixo dos respectivos coeficientes.

Fonte: Elaboração dos autores a partir dos resultados das regressões.

Com relação às outras modalidades de crime, que apresentaram relações positivas entre gasto em segurança pública e crime em alguns casos, temos exemplos na literatura consistentes com este resultado. Gould et al. (2002), que também se utilizam de gastos públicos em segurança, encontram uma relação positiva entre gasto em segurança e crime, tanto nos crimes contra a propriedade quanto nos crimes violentos. Entretanto, este resultado deve estar sendo influenciado pelo provável problema de endogeneidade, que não é testada ou corrigida neste artigo. Cornwell & Trumbull (1994), utilizando o número de policiais, encontraram coeficientes sistematicamente positivos, mesmo quando o problema de endogeneidade foi corrigido com a técnica de variáveis instrumentais.

†††††† Esses resultados também estão de acordo com os obtidos nos trabalhos realizados no Brasil que avaliam o efeito dos gastos públicos em segurança sobre o crime, com destaque para Mendonça et al. (2003), Cerqueira & Lobão (2003b) e Cerqueira & Lobão (2003c). As elasticidades aqui estimadas com dados policiais se aproximam bastante dos coeficientes negativos e significativos, porém de reduzida magnitude, encontrada por esses autores.



Os coeficientes estimados do efeito dos gastos em assistência social sobre o crime se apresentaram negativos e significativos na maioria dos métodos utilizados e dos tipos de crime em consideração. Como foi mencionado, não existe nenhum trabalho empírico sobre o tema no Brasil, pelo menos até o momento da realização do presente trabalho. Comparando com os resultados existentes na literatura internacional, observou-se que os resultados aqui obtidos são consistentes, tanto em termos de sinal como de magnitude, com os trabalhos de Zhang (1997), Johnson et al. (2004), Lindvall (2004) e Burek (2005).

## 6 Conclusões

O presente trabalho, usando novos dados da criminalidade no Brasil, estimou os determinantes das taxas de crime nos estados brasileiros para o período entre 2001 e 2003, avaliando especificamente o efeito dos gastos públicos em segurança e assistência social. Assim como os trabalhos empíricos anteriores para o Brasil, se observou uma significativa influência de fatores socioeconômicos como concentração de renda, desorganização social, pobreza e nível educacional no comportamento criminoso.

Os resultados obtidos por mínimos quadrados generalizados – MQG, com Efeitos Fixos e Primeiras Diferenças e posteriormente por mínimos quadrados em dois estágios - MQ2E, sugerem que o modelo econômico pode contribuir de forma importante no entendimento dos determinantes do crime no Brasil. Observou-se que a concentração de renda e a *proxy* para desorganização social, proporção de lares uniparentais, afetam a criminalidade robusta e positivamente, na maioria das estimativas e das categorias de crimes analisados: homicídio, roubo, furto e seqüestro. No entanto, variáveis como nível de pobreza, renda e nível educacional, apesar de estatisticamente significativas, se mostraram ambíguas, variando o sinal de seus efeitos de acordo com a modalidade de crime analisada.

Com relação aos gastos públicos em assistência social, na maioria das estimativas e das categorias de crime analisadas, essa variável apresentou um efeito negativo sobre a criminalidade. Essa relação pareceu ser robusta e nos levou a conclusão que este tipo de gasto é um importante fator para a redução do crime. Esse efeito estaria de acordo com os resultados obtidos para as variáveis socioeconômicas, visto que o gasto em assistência social afetaria esses fatores, direta ou indiretamente.

Os resultados obtidos evidenciaram ainda que não existe um poder de dissuasão consistente de medidas de repressão, no caso, gasto em segurança pública, sobre o crime no Brasil, no período analisado, mesmo quando o problema de endogeneidade é levado em consideração, com exceção de homicídios e das estimativas alternativas, onde a repressão pública de curto prazo reduz essa modalidade de crime. Esse resultado estaria de acordo com argumento de autores que afirmam que o poder dissuasório de variáveis de repressão, se existente, é limitado.

A ausência de um poder de dissuasão sobre o crime nos resultados obtidos, com exceção de homicídios, pode estar revelando que medidas de combate ao crime de curto prazo de fato não são eficazes no combate a criminalidade, sendo mais relevantes as variáveis socioeconômicas como desigualdade de renda. Entretanto, de forma alguma, esses resultados são definitivos. Estimativas do impacto de medidas de repressão sobre o crime, devem ser feitas, considerando estes gastos desagregados, de forma a observar se essa ineficiência se refere a algum gasto específico, como número de policiais, ou o dispêndio em segurança como um todo.

O impacto negativo encontrado da variável de gastos em assistência social sobre o crime merece uma avaliação mais detalhada. Deve-se avaliar se este efeito negativo ocorre devido a uma maior influência no curto ou no longo prazo. No curto prazo esse tipo de gasto exerceria um papel de atenuar a desigualdade e a pobreza, reduzindo as pressões imediatas de se cometer crime. No longo prazo, poder-se-ia afirmar que gastos assistenciais bem aplicados dariam condições para que os seus beneficiários investissem mais em educação, por exemplo, reduzindo os incentivos e as condições adversas que levariam um indivíduo a cometer crime. Estudos futuros, utilizando-se de séries de dados mais longas sobre criminalidade, poderiam explorar aspectos de curto e de longo prazo dos efeitos de variáveis de gastos públicos em assistência social sobre o crime.

Apesar das estimativas obtidas terem sido significativas, ratificando a maior parte da teoria econômica do crime, os resultados devem ser encarados com cautela em função da curta série de dados sobre a criminalidade em nível de estados disponível. Entretanto, não há motivos para se rejeitar a hipótese de que problemas no ambiente sócio-econômico possuem efeitos significativos sobre o crime, nas suas múltiplas modalidades, sendo este o principal vetor a se atacar no sentido de combater esse problema que aflige a sociedade brasileira.

## Referencias Bibliográficas

ARAÚJO Jr., A. F. e FAJNZYLBER, P.. **O Que Causa a Criminalidade Violenta no Brasil?: Uma Análise a Partir do Modelo Econômico do Crime: 1981 A 1996**. Texto de Discussão no. 162, CEDEPLAR/UFMG, 2001.

BECKER, Gary. S. Crime and Punishment: An Economic Approach. **Journal of Political Economy**, v. 76, 169-217, 1968.

BENOIT J-P. and OSBORNE J. M. Crime, Punishment, and Social Expenditure, **Journal of Institutional and Theoretical Economics**, v.151, p. 326-347, 1995.

BLOCK, Michael K. e HEINEKE, John M., A Labor Theoretic Analysis of the Criminal Choice, **American Economic Review** v. 65, p. 314-325, 1975.

BOURGUIGNON, Francois. **Crime as a Social Cost of Poverty and Inequality: A Review Focusing on Developing Countries**. Development Economics Research Group, The World Bank, Washington, DC, 1998.

BUREK, M. W. Now Serving Part Two Crimes: Testing the Relationship Between Welfare Spending and Property Crimes. **Criminal Justice Policy Review**, v. 16, n. 3, Set., 2005.

CERQUEIRA, D. e LOBÃO, W.. **Determinantes da Criminalidade: Uma Resenha dos Modelos Teóricos e Resultados Empíricos**. Rio de Janeiro: IPEA, (Texto para Discussão 956), junho, 2003a.

\_\_\_\_\_, \_\_\_\_\_. **Condicionantes Sociais, Poder de Polícia e o Setor de Produção Criminal**. Rio de Janeiro: IPEA, (Texto para Discussão 957), junho, 2003b.

\_\_\_\_\_, \_\_\_\_\_. **Criminalidade: Social versus Polícia**. Rio de Janeiro: IPEA, (Texto para Discussão 958), junho, 2003c.

CORNWELL, C., e TRUMBULL, W.N. Estimating the Economic Model of Crime with Panel Data. **The Review of Economics and Statistics**. v. 76, p. 360-366, 1994.

DAVIDSON, R. and MACKINNON, J. G., **Estimation and Inference in Econometrics**. New York: Oxford University Press, 1993.

EHRlich, I. Participation in Illegitimate Activities: A Theoretical and Empirical Investigation. **Journal of Political Economy**, v. 81, p. 521-565, 1973.

FAJNZYLBER, P. e ARAÚJO Jr., A. F. **Violência e Criminalidade**. Texto de Discussão n. 162, CEDEPLAR/UFMG, 2001.

FAJNZYLBER, P., D. LEDERMAN e N. LOAYZA, What Causes Violent Crime?. **European Economic Review** v. 46, p. 1323-1357, 2002.

FERNANDEZ, J. C. e LOBO, L. F. A Criminalidade na região metropolitana de Salvador. **Anais do VIII Encontro Regional de Economia da Anpec**, 2003.

FREEMAN, Richard B. **Crime and the Job Market**. National Bureau of Economic Research, Working Paper 4910. Cambridge, Massachusetts, 1994.

FOUGÈRE, D., KRAMARZ, F. and POUGET, J. **Youth Unemployment and Crime in France**, IZA Discussion Paper n. 2009, Bonn, March, 2006.

- GAVIRIA, A. Increasing returns and the evolution of violent crime: the case of Colombia. **Journal of Development Economics**, v. 61, p. 1-25, 2000.
- GLAESER, Edward L., Bruce SACERDOTE and J. SCHEINKMAN. Crime and Social Interactions **Quarterly Journal of Economics** v.111, p. 507-548, 1996.
- GOULD, E. D., WEINBERG, B. A., MUSTARD, D. B. Crime rates and local labor market opportunities in the United States: 1979-1997. . **The Review of Economics and Statistics**, v. 84(1), p. 45-61, 2002.
- GREENE, William H. **Econometric Analysis** 5<sup>th</sup> ed. Prentice-hall. 2003.
- IMROHOROGLU, A., MERLO, A. and RUPERT, P. On the Political Economy of Income Redistribution and Crime, **International Economic Review**, v. 41, n. 1, 2000.
- JOHNSON, S. R., KANTOR, S. and FISHBACK, P. V. **Striking the Roots of Crime: The Impact of the New Deal on Criminal Activity**, (Preliminary Draft), 2004.
- KELLY, Morgan. Inequality and Crime. **The Review of Economics and Statistics**, v. 82(4), p. 530-539, 2000.
- LEMOS, A. M., SANTOS, E. P. e JORGE, M. A. Um Modelo para Análise Socioeconômica da Criminalidade no Município de Aracajú. **Estudos Econômicos**, v. 35, p. 569-594, 2005.
- LEVITT, Steven. D. Using Electoral Cycles in Police Hiring to Estimate the Effect of Police on Crime. **American Economic Review**, v. 87(3), p. 270-290, 1997.
- LINDVALL L. **Does Public Spending on Youths Affect Crime Rates?** Uppsala University Working Paper, Sweden, April, 2004.
- LOCHNER, L. and MORETTI, E. The Effect of Education on Crime: Evidence from Prison Inmates, Arrests, and Self-Reports. **The American Economic Review**, 94, 1, March, 2004.
- MARVELL T. B. and MOODY, C. E. Specification Problems, Police Levels, and Crime Rates, **Criminology**, v. 34, n. 4, 1996.
- MENDONÇA, M. J. C; LOUREIRO, P. R. A.; SACHSIDA, A. **Criminalidade e Desigualdade Social no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, (Texto para Discussão 967), julho, 2003.
- MERLO, A. Income Distribution, Police Expenditures, and Crime: A Political Economy Perspective, **Journal of the European Economic Association**, April-May, v. 1(2-3), p. 450-458, 2003.
- PEPPER, J. V. and PETRIE, C.V. **Measurement Problems in Criminal Justice Research**, Workshop Summary, National Academy of Sciences, 2003.
- PIQUET, L. **Determinantes do Crime na América Latina: Rio de Janeiro e São Paulo**. São Paulo: Universidade de São Paulo, 1999.
- WITTE, A. D.; WITT R., What We Spend and What We Get: Public and Private Provision of Crime Prevention and Criminal Justice. **NBER Working Paper 8204**. 2001.
- WOOLDRIDGE, Jeffrey M., **Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data**. The MIT Press, Cambridge, MA, 2002.
- WORRALL J. L., Reconsidering the Relationship between Welfare Spending and Serious Crime: A Panel Data Analysis with Implications for Social Support Theory. **Justice Quarterly**, v. 22, n. 3, 2005.
- WORRALL J. L.; PRATT T. C., On the Consequences of Ignoring Unobserved Heterogeneity when Estimating Macro-Level Models of Crime. **Social Science Research**, v. 33, p. 79-105, 2004a.
- \_\_\_\_\_, \_\_\_\_\_. Estimation Issues Associated with Time-Series – Cross-Section Analysis in Criminology. **Western Criminology Review** v. 5(1), p. 35-49, 2004b.
- ZHANG, J. The Effect of Welfare Programs on Criminal Behavior: A Theoretical and Empirical Analysis. **Economic Inquiry**, v. 34, p. 120-137, 1997.